

# PROSTOROVĚ ZÁVISLÁ STATISTICKÁ ANALÝZA V ŽIVOTNÍM PROSTŘEDÍ

JIRÍ MILITKÝ , Katedra textilních materiálů, Technická universita v Liberci,  
461 17 Liberec

MILAN MELOUN , Katedra analytické chemie, Universita Pardubice, Pardubice

**Abstrakt:** Jsou uvedeny základní možnosti popisu dat z oblasti životního prostředí, u kterých hraje významnou roli jejich prostorové uspořádání. Tato data se chápou jako náhodné pole a pro popis jeho variability se používá momentových charakteristik druhého řádu. Je diskutováno použití *prostorové kovariance* (globální variabilita) a méně známého *variogramu* (lokální variabilita) resp. jeho variantami.

## 1. Úvod

Celá řada měření z oblasti životního prostředí je závislá na místě a čase (prostorově časové proměnné). Speciálně prostorová variabilita leží v popředí zájmu při sledování šíření znečištění v vzduší resp. v půdě. Prostorová resp. plošná variabilita geometrických resp. jiných vlastností je charakteristikou kvality materiálů a rozhoduje o jejich praktickém použití. V oblasti analytické chemie ovlivňuje prostorová nehomogenita způsob vzorkování a interpretaci výsledků analýz. Z toho všeho je zřejmé, že vyjádření prostorové variability je poměrně frekventovanou úlohou. V práci [1] byla sledována prostorová variability pomocí prostorové autokorelace. V této práci je na stejném příkladu diskutováno použití variogramu jako jedné ze základních momentových charakteristik druhého řádu. Je diskutována souvislost se známější kovarianční funkcí s ohledem na vhodnost pro různé situace. Navržené charakteristiky jsou použity pro vyjádření variability plošné hustoty speciálních netkaných textilií (pokračování příkladu z práce [1].)

## 2. Základní pojmy

Uvažujme náhodné pole  $z(\mathbf{x})$  se složkami  $z_i = z(\mathbf{x}_i) = z(x_i, y_i)$  určené v  $p$ -tici bodů  $\mathbf{x}_i$  umístěných v oblasti  $D$ . Tyto body mohou tvořit mřížku tj. rektangulární rovnoměrnou síť nebo mohou být uspořádány nerovnoměrně. (např. v rámci geografické mapy). Kromě prostorové závislosti může být uvažována také časová závislost (viz [2].), která je běžná např. v meteorologických výzkumech. Pak se pole  $z(\mathbf{x}, t)$  chápe jako  $p$  – rozměrná náhodná veličina s „nezávislými“ realizacemi  $t = 1, T$ . Náhodné pole  $z(\mathbf{x})$  je jednoznačně charakterizováno  $p$  rozměrnou hustotou pravděpodobnosti

$$p_n(z_1, z_2, \dots, z_n) = P\{z_i \leq z(\mathbf{x}_i) \leq z_i + dz_i, \quad i = 1..n\} \quad (1)$$

Důležitý je pojem *homogenní náhodné pole*, které je invariantní vůči posunu. V případě prostorově-časových polí se obvykle uvažuje časová homogenita.

Střední hodnota  $m(\mathbf{x}_i) = E(z_i)$  náhodného pole v místě  $\mathbf{x}_i$  je definována vztahem

$$E(z_i) = \int z_i p(z_i) dz_i \quad (2)$$

Pro vyjádření variability se standardně používá *kovariance* jako druhý smíšený centrální

moment

$$C_{ij} = \iint (z_i - E(z_i))(z_j - E(z_j)) p(z_i, z_j) dz_i dz_j$$

resp.

$$C_{ij} = E(z(\mathbf{x}_i) * z(\mathbf{x}_j)) - E(z(\mathbf{x}_i)) * E(z(\mathbf{x}_j)) \quad (3)$$

Pro případ, kdy jsou oba body  $\mathbf{x}_i$  a  $\mathbf{x}_j$  totožné resultuje z rov. (3) rozptyl  $D(\mathbf{x}_i)$ , který lze vyjádřit ve tvaru

$$D(z(\mathbf{x}_i)) = C_{ii} = E(z(\mathbf{x}_i)^2) - (E(z(\mathbf{x}_i)))^2 \quad (4)$$

Speciálně pro vyjádření prostorové nepodobnosti mezi hodnotami  $z$  v místech  $\mathbf{x}_i$  a  $\mathbf{x}_j$  byl zaveden *variogram* resp. *semivariogram*, který je definován jako polovina rozptylu přírůstku  $(z(\mathbf{x}_i) - z(\mathbf{x}_j))$

$$\Gamma_{ij} = 0.5 * D[z(\mathbf{x}_i) - z(\mathbf{x}_j)]$$

resp.

$$\Gamma_{ij} = 0.5 * [E(z(\mathbf{x}_i) - z(\mathbf{x}_j))^2 - (E(z(\mathbf{x}_i) - z(\mathbf{x}_j)))^2]$$

Pro *stacionární* náhodné pole je střední hodnota v jednotlivých bodech konstantní tj.  $E(z(\mathbf{x}_i)) = m$ . Pak je

$$\Gamma_{ij} = 0.5 * E(z(\mathbf{x}_i) - z(\mathbf{x}_j))^2 \quad (5)$$

Pro *homogenní* náhodné pole je kovariance funkcí pouze vzdálenosti mezi body  $\mathbf{x}_i = (x_i, y_i)$  a  $\mathbf{x}_j = (x_j, y_j)$ , tedy

$$C_{ij} = C(x_i - x_j, y_i - y_j)$$

Pro *isotropní* náhodné pole je kovariance invariantní vůči rotaci a zrcadlení. Závisí pak pouze na délce  $d = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2}$

Důležitou vlastností řady náhodných polí je *stacionarita druhého řádu*. Náhodné pole  $z(\mathbf{x})$  má vlastnosti stacionarity druhého řádu pokud platí, že

- Průměrná hodnota je konstantní, tj. nezávislá na poloze vektoru  $\mathbf{x}$ . Tedy  $E(\mathbf{x}) = m$ .
- Pro každou dvojici náhodných proměnných  $z(\mathbf{x})$  a  $z(\mathbf{x} + \mathbf{h})$  závisí kovariance pouze na přírůstkovém vektoru  $\mathbf{h}$

$$C(\mathbf{h}) = E[z(\mathbf{x}) * z(\mathbf{x} + \mathbf{h})] - m^2 \quad (6)$$

Pro rozptyl pak platí, že

$$D(z(\mathbf{x})) = C(\mathbf{h} = 0) = C(0) \quad (7)$$

a variogram souvisí přímo s kovariancí podle vztahu

$$\Gamma(\mathbf{h}) = C(0) - C(\mathbf{h})$$

resp.

$$C(0) = C(\mathbf{h}) + \Gamma(\mathbf{h}) \quad (8)$$

Pro případ stacionarity druhého řádu je tedy celková variabilita vyjádřená rozptylem  $C(0)$  součtem globální složky vyjádřené prostorovou kovariancí  $C(\mathbf{h})$  a lokální složky vyjádřené variogramem  $\Gamma(\mathbf{h})$ . Až na násobivou konstantu je poměr  $\Gamma(\mathbf{h})/C(0)$  roven Gearyho autokorelačnímu koeficientu a poměr  $C(\mathbf{h})/C(0)$  je roven Moranovu autokorelačnímu koeficientu. Je tedy patrné, že stacionarita druhého řádu umožňuje nalezení souvislosti mezi složkami prostorové variability a prostorové autokorelace. Jde pak o prakticky ekvivalentní nástroje pro popis náhodných polí. V obecném případě však tyto vztahy neplatí a je třeba volit vhodné vyjádření prostorové variability. Pokud neplatí předpoklad konstantnosti střední hodnoty je „necentrováný“ variogram méně vhodný, protože je vychýlený. Dá se použít jeho centrovaná verze

$$\Gamma_{ij} = 0.5 * D[(z(\mathbf{x}_i) - E(z_i)) - (z(\mathbf{x}_j) - E(z_j))] \quad (9)$$

která již nevyžaduje prostorovou konstantnost střední hodnoty.

Rov.(8) indikuje, že stacionarita druhého řádu vede k požadavku spojitosti variogramu v počátku, protože  $\Gamma(0) = 0$ . Pokud vyjde, že  $\Gamma(0) = c_0 > 0$ , znamená to neplatnost stacionarity druhého řádu. Parametr  $c_0$  se označuje jako nugget efekt (důsledek variací malého dosahu v blízkosti počátku). Pokud je  $\Gamma(\mathbf{h}) = const.$  pro všechna  $\mathbf{h}$  je náhodné pole  $z(\cdot)$  v tomto směru nekorelované.

Závislost  $\Gamma(\mathbf{h})$  na  $\mathbf{h}$  se dá vyjádřit celou řadou parametrických modelů. Často se používá sférický model vyjádřitelný ve tvaru

$$\begin{aligned} \Gamma(h) &= c_0 + c [1.5(h/a) - 0.5(h/a)^3] \quad \text{for } 0 \leq h \leq a \\ \Gamma(h) &= c_0 + c \quad \text{for } h > a \end{aligned} \quad (10)$$

kde  $h$  je délka vektoru  $\mathbf{h}$ . Rozdělení variogramu a jeho vlastnosti jsou popsány v knize [5], kde jsou také uvedeny způsoby jeho odhadu

Pokud je sledované náhodné pole důsledkem kombinace několika nezávislých zdrojů s přibližně stejným rozdělením je možno popsat  $z(\mathbf{x})$  pomocí vícerozměrného *Gaussova* (normálního) rozdělení. Pak má tedy rozdíl  $[z(\mathbf{x}) - z(\mathbf{x}+\mathbf{h})]$  normální rozdělení s nulovou střední hodnotou a rozptylem  $2\Gamma(\mathbf{h})$ .

Pro odhad variogramu lze v případě prostorově časových dat použít sumarizaci přes časovou proměnnou a nalézt odhad ve tvaru,

$$\gamma_{ij} = \frac{1}{2T} \sum_{t=1}^T (z(x_i, t) - z(x_j, t))^2 \quad (11)$$

Jeho rozptyl je roven

$$D(\gamma_{ij}) = \frac{2}{T} \Gamma_{ij}^2 \quad (12)$$

Pro případ konstantní střední hodnoty je pak

$$D(\gamma_{ij}) = \frac{2}{T} (0.5 * (c_{ii}^2 + c_{jj}^2) - c_{ij})^2 \quad (13)$$

Odhad kovariance se v tomto případě vyčísluje podle vztahu

$$c_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (z(x_i, t) - z_{pi}) * (z(x_j, t) - z_{pj}) \quad (14)$$

Odhad střední hodnoty je počítán ze vztahu

$$z_{pi} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (z(x_i, t)) \quad (15)$$

Pro rozptyl odhadu kovariance platí, že

$$D(c_{ij}) = \frac{1}{T} (c_{ii}^2 * c_{jj}^2 + c_{ij}^2) \quad (16)$$

Dá se ukázat, že pro případ vysoké korelace mezi složkami náhodného pole (již od korelačního koeficientu 0.27) je výhodnější použít variogram, protože jeho odhad je efektivnější. Takto definované odhady umožňují posouzení variability resp. míry neshody mezi jednotlivými body v oblasti  $D$ .

Pro případ, kdy se sleduje pouze prostorová proměnná (nejsou k dispozici opakování v různých časech) se provádí sumace s ohledem na délku a orientaci přírůstkového vektoru (obvyčejně se volí pro neregulární síť tolerance délek a směrů, které se považují za přibližně

stejně). Takto počítané odhady již posuzují spíše prostorovou autokorelaci, protože se počítají přes celou oblast  $D$ . Pro mřížkové uspořádání je volen přírůstkový vektor jako násobek délky a výšky jednotkové cely, takže odpadá potřeba stanovení tolerance. *Výběrový směrový variogram* ve směru přírůstkového vektoru  $\mathbf{h}$  se počítá obecně ze vztahu

$$\gamma(\mathbf{h}) = \frac{1}{2N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} [z(x_i) - z(x_i + \mathbf{h})]^2 \quad (17)$$

kde  $N(\mathbf{h})$  je počet dvojic bodů oddělených o vzdálenost  $h$  a orientovaných podle vektoru  $\mathbf{h}$ . Pro mřížkové uspořádání jsou možné pouze tři směry, a délka přírůstkového vektoru je násobkem velikosti elementární cely. Je tedy možné počítat směrový variogram ve směru podélném  $0^\circ$  ( $\mathbf{h} = c*[1,0]$ ), diagonálním  $45^\circ$  ( $\mathbf{h} = c*[1,1]$ ), a příčným  $90^\circ$  ( $\mathbf{h} = c*[0,1]$ ) pro násobky  $c = 1,2,3,\dots$ . Průměrování variogramů ve všech směrech vede k tzv. všesměrovému variogramu (*omnidirectional variogram*).

Místo variogramu lze použít výběrového mandrogramu  $M(\mathbf{h})$ , který má pro přírůstkový vektor  $\mathbf{h}$  tvar

$$M(\mathbf{h}) = \frac{1}{2N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} |z(\mathbf{x}_i) - z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})| \quad (18)$$

Pokud má náhodné pole  $z(\mathbf{x})$  vícerozměrné Gaussovo rozdělení platí jednoduchý vztah

$$\frac{\sqrt{\gamma(\mathbf{h})}}{M(\mathbf{h})} = \sqrt{\pi} \quad (19)$$

Je možné také poměrně jednoduše definovat *výběrový standardizovaný variogram* pro přírůstkový vektor  $\mathbf{h}$

$$\gamma_s(h) = \frac{\gamma(\mathbf{h})}{\sigma_1 \sigma_h} \quad (20)$$

kde

$$\sigma_1^2 = \frac{1}{N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} z(\mathbf{x}_i)^2 - m_1^2 \text{ and } m_1 = \frac{1}{N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} z(\mathbf{x}_i) \quad (21)$$

a

$$\sigma_h^2 = \frac{1}{N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})^2 - m_h^2 \text{ and } m_h = \frac{1}{N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h}) \quad (22)$$

*Všesměrový standardizovaný variogram* souvisí úzce s korelogramem  $\rho(\mathbf{h}) = 1 - \gamma(\mathbf{h})$ .

Pro výpočet standardizované kovariance s ohledem na přírůstkový vektor  $\mathbf{h}$  se používá vztah

$$C(\mathbf{h}) = \frac{1}{N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} z(\mathbf{x}_i) * z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h}) - m_1 * m_h \quad (23)$$

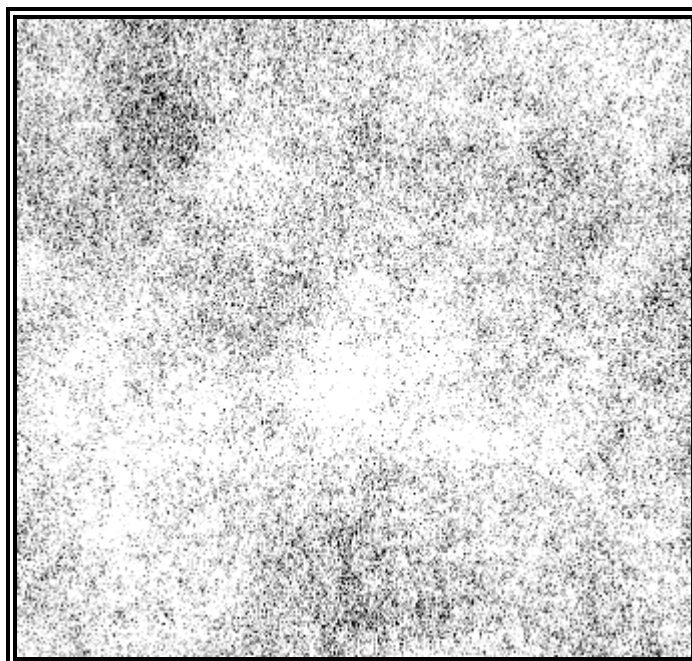
Pro grafické vyjádření prostorové variability je možno konstruovat *variogramový povrch*. Jde o soustavu variogramů uspořádaných do buněk čtvercové sítě. Začíná se od centrální buňky, která má nulový přírůstkový vektor. Další buňky mají přírůstkový vektor  $\mathbf{h}$  vytvořený jako násobek středové buňky ve směru x a y. Na tomto povrchu je možné určit směry anizotropie ve, kterých je variogram nejvíce informativní (viz. [3]).

Pro výpočty související s variogramem lze použít speciální program Variowin 2.2 [3] nebo procedur v jazyku MATLAB 5.3 vytvořených autory této práce.

### 3. Experimentální část

Technická aplikace chemicky pojené textilie obchodního názvu Perlan, například v elektrotechnickém průmyslu pro výrobu hydroizolačních pásek, je podmíněna zaručenou spolehlivostí v podélné pevnosti a tažnosti.

V upraveném stavu jsou u této netkané textilie požadovány zaručené hodnoty v elektrické průrazné pevnosti, nasákavosti a pevnosti v přetrhu. Všechny tyto vlastnosti souvisejí se stejnoměrností uspořádání vlákenných složek a pojiva. Nestejnoměrnost vzhledu je dobře patrná z obr.1.



Obr. 1 Stejnoměrnost vlákenné vrstvy v pojené textilií plošné hmotnosti 60 g m<sup>-2</sup>

Účelem byl popis kolísání plošné hustoty této textilie. Plošná hustota  $z(x)=z(x,y)$  v místě  $x = (x,y)$  je definována jako hmotnost  $M(S)$  dělená plochou  $S = \int dx dy$  elementárního

čtverce tj. plochou příčného řezu objemového elementu o tloušťce odpovídající tloušťce textílie a příčných rozměrech  $x \pm dx$  a  $y \pm dy$ . Formálně je

$$z(x, y) = \lim_{S \rightarrow 0} \frac{M(S)}{S} = t * \rho(x, y)$$

kde  $\rho(x,y)$  je objemová hustota textílie v místě  $\mathbf{x} = (x,y)$

Vzorky pro gravimetrická měření byly odebrány ve tvaru čtverců rozměrů 100 x 100 mm. Tyto vorky byly rozděleny na rektangulární síť o velikosti celé 10 x 10 mm. Pro textílii o plošné hmotnosti 60 g/m<sup>2</sup> má celá plošného obsahu  $S_j = 100 \text{ mm}^2$  hmotnost kolem 6 mg. Kontrola přesnosti přípravy cel, byla provedena na náhodném výběru 25 vzorků.. Relativní chyba velikosti celé se pohybovala od 0.88% do 1.22%. Hmotnost každé celé  $m_{ij}$  byla určena jako průměr z pěti vážení. Maximální relativní chyba vážení u vzorku 60 g/m<sup>2</sup> byla 1.606%. V tab. 1 jsou uvedeny hodnoty  $m_{ij}$  pro vzorek pojené textílie plošné hmotnosti 60 g m<sup>-2</sup> [4].

Tabulka 1 Průměrné hmotnosti cel pojené textílie plošné hmotnosti 60 g m<sup>-2</sup>

Průměrná hmotnost $m_{ij}$ [10 <sup>-4</sup> g]									
60	60	55.7	56	57.8	53.8	67	62.7	69.2	63.2
58.1	68.8	68.1	66.1	66.1	54.9	52.1	51.8	64.2	65.3
61.1	63	53.4	60.1	60.4	56.1	56	57	55.7	55
51.1	51.9	53.8	55.4	56.1	51	57.1	54.8	55.4	61.4
55.5	57.1	53.1	56.8	59.7	57.2	61	51.6	55.8	57.1
54.8	51.2	60	59.1	53.1	54.6	61	62.7	61.6	52.1
52.4	58.2	59.2	53.1	62.2	63.4	63.2	54.8	54.8	58
59	63.9	58.1	58	67	56.3	61.8	65	58.1	53.5
70	63.4	71	64.3	51.3	56	59.5	58	51	62.2
69.3	73	65	57	57.2	63	56	62	61	60

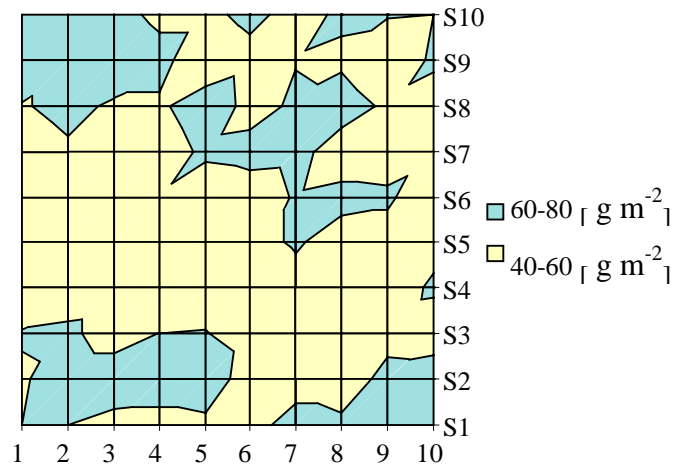
#### 4. Výsledky a diskuse

Vzhledem k tomu, že byla použita stejná velikost cel o ploše  $S_j = 100 \text{ mm}^2$  je plošná hustota  $z_{ij} = m_{ij} / S_j$  v [g m<sup>-2</sup>] číselně rovna hodnotám v tab. 1. Základní statistické charakteristiky tohoto pole plošné hustoty jsou uvedeny v tab.2.

Tabulka 2. Základní statistické charakteristiky plošné hustoty

Počet hodnot	100	rozměr
Průměr	58.92	[ g m <sup>-2</sup> ]
Maximální hodnota	73	[ g m <sup>-2</sup> ]
Minimální hodnota	51	[1 g m <sup>-2</sup> ]
Směrodatná odchylka	5,12	[ g m <sup>-2</sup> ]
Variační koeficient	8.68	[%]

Graficky je kolísání plošné hustoty znázorněno na obr. 2.



Obr. 2 Kolísání plošné hustoty pojené textilie  $60 \text{ g m}^{-2}$

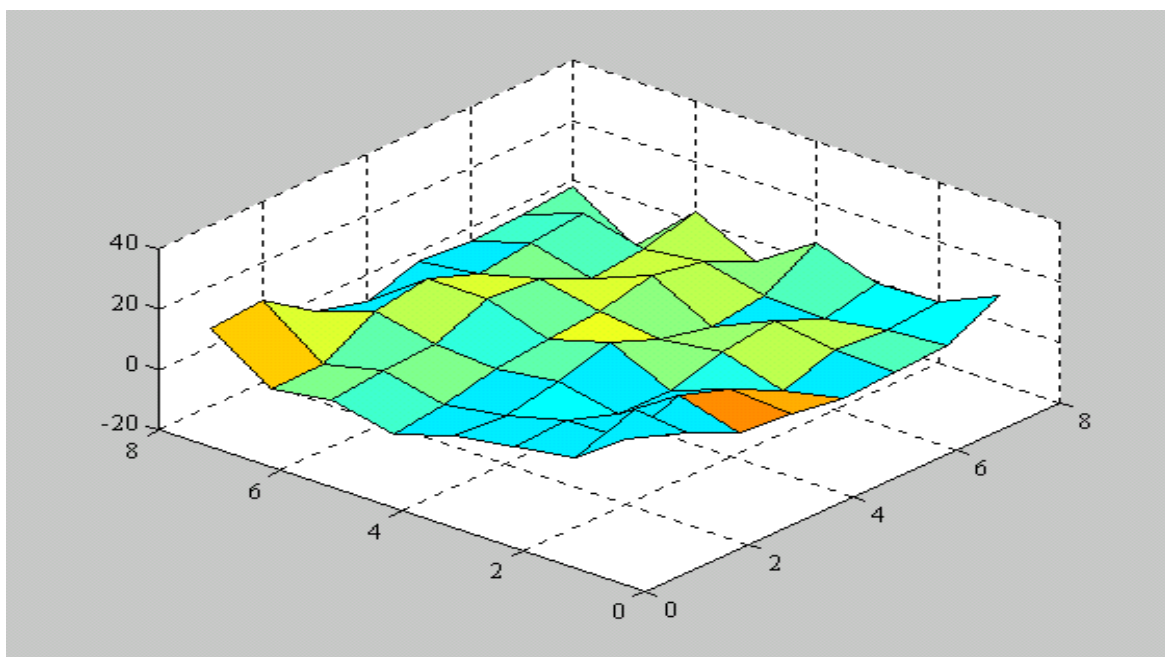
Informace o variabilitě náhodného pole lze získat na základě sekvence povrchových hustot  $z(i,j)$  určených na pravouhlé síti, kde  $i,j$  ( $i = 1 \dots m, j = 1 \dots n$ ) definuje  $i,j$ -tou celou. Pro odhad kovarianční funkce zde platí

$$c(K,L) = \frac{1}{(m-K)(n-L)-1} \sum_{i=1}^{m-K} \sum_{j=1}^{n-L} (z(i+K, j+L) - z_p)(z(i, j) - z_p)$$

kde

$$z_p = \frac{1}{mn} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n z(i, j)$$

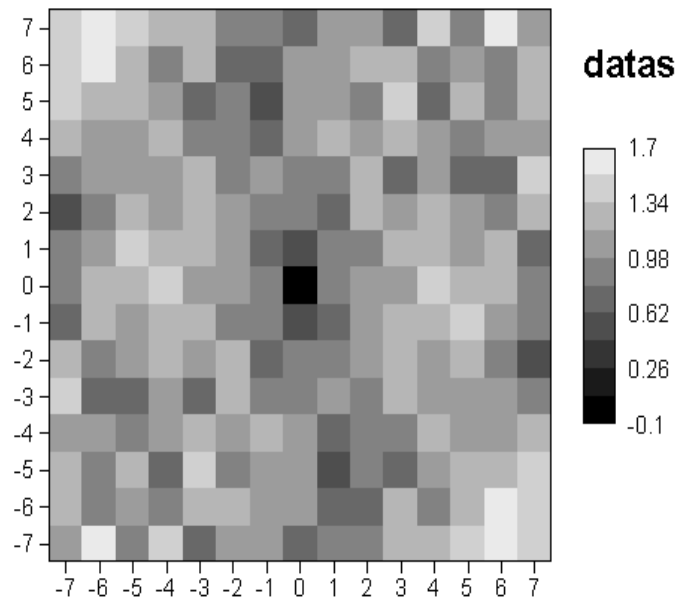
je průměrná hodnota plošné hustoty. Je zřejmé, že kovarianční funkce  $c(0,0) = D(z(i,j))$ . Zde symbol  $D(z(i,j))$  označuje výběrový rozptyl plošné hustoty. Na obr 3 je znázorněn odhad kovarianční funkce  $c(K,L)$  pro  $K=0,1,\dots,7$  a  $L=0,1,\dots,7$ .



Obr 3 Odhad kovarianční funkce  $c(K,L)$

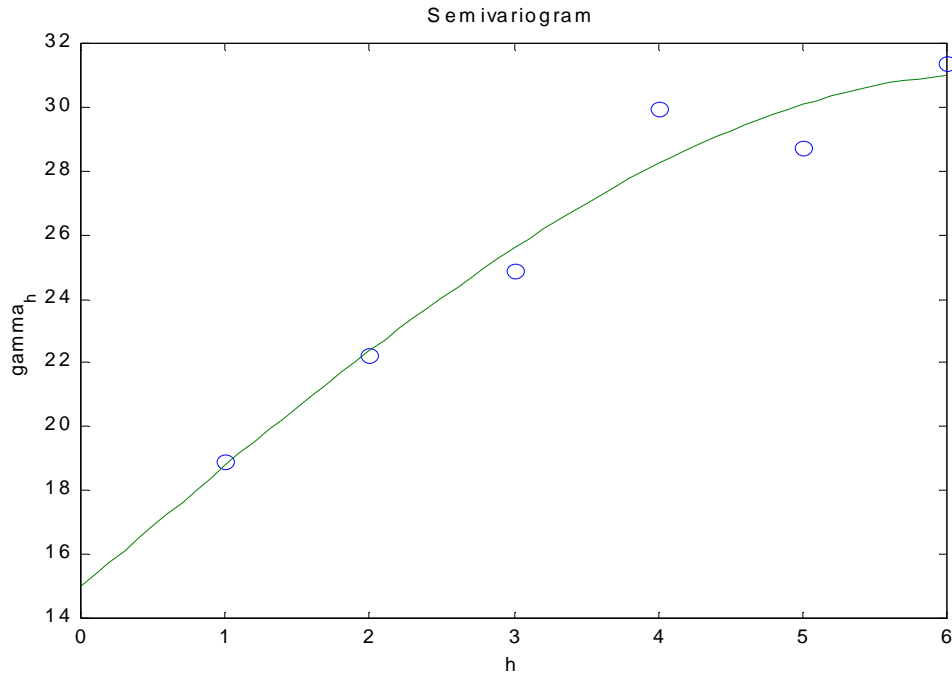


Je patrné, že pole povrchové hustoty je mírně anizotropní a vykazuje lokální neregularity. Variogramový povrch je ukázán na obr 4.



Obr. 4 Variogramový povrch

Je patrné, že z variogramového povrchu nelze stanovit preferenční směr. Všesměrový variogram je znázorněn na obr 5.



Obr 5. Všesměrový variogram

Je patrná diskontinuita v počátku (nugget efekt). Vypočtené hodnoty všesměrového variogramu, kovariance, korelogramu a madogramu jsou uvedeny v tab. 3 Rozptyl je zde roven  $c(0,0) = 25.937$ .

Tabulka 3. Všesměrové charakteristiky prostorové variability

Posun	Variogram	Covariance	Correlogram	Madogram
1	20.1198	5.1710	0.205	2.557
2	21.1538	2.096	0.0901	2.603
3	24.9066	-2.045	-0.0895	2.839
4	25.1356	-2.272	-0.0994	2.831
5	25.4189	-1.197	-0.0494	2.838
6	25.8043	-0.50	-0.0198	2.867
7	26.4319	1.180	0.0427	2.934

Hodnoty všesměrového variogramu byly použity pro konstrukci sférického modelu definovaného rov (21). Byly nalezeny odhady  $c_0 = 14.78013$ ,  $c = 10.99973$  a  $a = 4.642217$ . Indikativní ukazatel kvality proložení vyšel IGF:  $1.8986e-03$  což spolu s grafem na obr 5 indikuje vhodnost sférického modelu (viz. [5]). Je zřejmé, že nugget má poměrně vysokou hodnotu, což indikuje nesplnění předpokladu stacionarity druhého řádu. Tento přechodový typ modelu ukazuje na prostorovou závislost malého dosahu a náhodnost ve větším měřítku [6].

## 5. Závěr

Variogram je jedním ze základních nástrojů pro hodnocení statistické variability náhodných polí. Hodí se při případy vyšších korelací mezi prvky pole. Pro regulární mřížky je možno použít směrového variogramu ve směru podélném, příčném a diagonálním nebo jejich kombinaci- všesměrový variogram. Parametrické modely umožňují vyjádření závislosti variogramu na velikosti a orientaci směrového vektoru. Programy pro vyjádření prostorové variability náhodných polí v jazyce MATLAB 5.3 jsou k dispozici u autorů této práce.

## Poděkování

*Tato práce vznikla s podporou grantu GAČR č. 106/99/1184, grantu MŠMT č. VS 97084 a výzkumného záměru MŠMT J11/98:244101113*

## 6. Literatura

- [1] Militký J., Meloun M.: Sborní přednášek z konference „Zajištění analytických výsledků a metod“, Komorní Lhotka 1999
- [2] Royle J.A.: Geophysical Statistics project, DMS 93-12686, Natl. Center for Atmospheric Research, Boulder 1993
- [3] Pannatier Y.: Variowin Software for Spatial Data Analysis, Springer New York 1996
- [4] Klička. V.,: Disertační práce, TU Liberec 1998
- [5] Cressie N.A.C.: Statistics for Spatial Data, J. Wiley, New York 1993
- [6] Militký J., Rubnerová J., Klička V.: Vzhledová nestejnoměrnost netkaných textilií, Sborník z konference STRUTEX 98, Liberec 1998

Název souboru: prost1  
Adresář: E:\Konference\Konfer-prednasky\2000\Kom-Org-Militky  
Šablona: D:\Program Files\Microsoft Office\Sablony\Normal.dot  
Název: Prostorve zaviska  
Předmět:  
Autor: katedra textilních materiálů  
Klíčová slova:  
Komentáře:  
Datum vytvoření: 16.10.00 06:11  
Číslo revize: 2  
Poslední uložení: 16.10.00 06:11  
Uložil: Milan Meloun  
Celková doba úprav: 1 minuta  
Poslední tisk: 24.10.00 14:00  
Jako poslední úplný tisk  
Počet stránek: 10  
Počet slov: 2 225 (přibližně)  
Počet znaků: 12 688 (přibližně)